مهندسی صنایع و مدیریت شریف، (تابستان ۱۳۹۷)
دوره‌ی ۱-۳۴، شماره‌ی ۱/۱، ص. ۷۳-۸۵

Original Article

پایش وضعیت و نگهداری از قابلیت اطمینان سامانه‌های تک‌کاره

عاطفه مهرورز (کارشناس ارشد)
محمد علی صنیعی منفرد* (دانشیار)
دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه الزهرا
محمد علی فارسی (استادیار)
پژوهشکده فضانوردی ــ پژوهشگاه فضایی ایران
محمود شفیعی (استادیار)
دانشگاه کرانفیلد، بدفورد، انگلستان

در این مقاله مدل جدیدی برای تعیین قابلیت اطمینان سامانه‌های تک‌کاره مانند موشک و راکت با استفاده از ترکیب دو نوع نمونه‌گیری مخرب و غیرمخرب ارائه می‌شود. روش سنجش قابلیت اطمینان این محصولات انجام آزمون مخرب روی نمونه‌ی کوچکی از آنهاست. از سوی دیگر، چنین نمونه‌ی کوچکی باید بتواند تضمین‌کننده‌ی سطح مشخصی از قابلیت اطمینان محموله باشد. همین امر چالش جدیدی را به وجود می‌آورد؛ زیرا معمولاً این محصولات با قابلیت اطمینان بسیار بالایی تولید می‌شوند و احتمال این که در نمونه‌ی کوچک هیچ شکستی رخ ندهد بسیار زیاد است. برای حل این مشکل مدل جدیدی با استفاده از نظریه‌ی قابلیت اطمینان، نگهداری و تعمیرات، نظریه‌ی بیز، روش انتشار پراش و الگوریتم ژنتیک پیشنهاد می‌شود تا به کمک این مدل حفظ و نگهداری از قابلیت اطمینان سامانه‌های تک‌کاره بهینه شود.

واژگان کلیدی: قابلیت اطمینان، سامانه‌های تک‌کاره، نگهداری و تعمیرات، پایش وضعیت، آزمون غیرمخرب، قطعات نمایی، روش بیزین، بهینه‌سازی.

atefeh.mehrvarz@yahoo.com
mas_monfared@alzahra.ac.ir
farsi@ari.ac.ir
m.shafiee@cranfield.ac.uk

۱. مقدمه

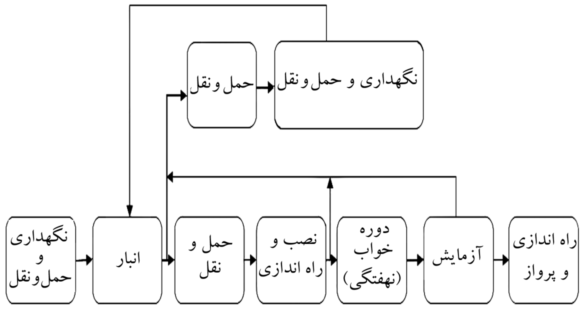
پیشرفت‌های سریع در فنّاوری، رقابت شدید جهانی و افزایش انتظارات مشتری، فشار زیادی بر تولیدکنندگان محصولات حساس و باکیفیت مانند تسلیحات نظامی وارد می‌کند. سنجش قابلیت اطمینان این محصولات دغدغه‌ی مهم طراحی، تولید و بهره‌برداری است. در این مقاله تمرکز اصلی بر روی مرحله‌ی بهره‌برداری است؛ بدان صورت که فرض می‌شود محصولاتی با قابلیت اطمینان مشخص در اختیار مصرف‌کننده قرار گرفته‌اند و او می‌خواهد روند تخریب و فرسودگی این محصولات را مدیریت کند. اما سؤال اصلی این است که چگونه این کار انجام‌پذیر است؟ به طور معمول فرض می‌شود قابلیت اطمینان محصولات صنعتی از جمله تسلیحات نظامی با گذشت زمان دچار فرسودگی و زوال می‌شوند و سلامت چنین سامانه‌هایی را نمی‌توان به طور کامل از بیرون و از روی ظاهر آن‌ها بررسی کرد. تنها به کار اندازی یا انفجار آن‌هاست که نشان می‌دهد درست کار می‌کنند یا خیر.

در پژوهش‌ها به محصولاتی مانند موشک، راکت و خمپاره سامانه‌های تک‌کاره اطلاق می‌شود؛ زیرا این محصولات به محض استفاده از بین می‌روند و دیگر نگهداری و تعمیرات از آن‌ها در طول عمر بی معنا خواهد بود. با این حال، معمولاً این محصولات در انبارها در حالت آماده برای استفاده نگهداری می‌شوند تا در زمان لازم به‌کارگرفته شوند[1] و همین درست کارکردن در زمان لازم به چالش مهمی تبدیل شده است چرا که قابلیت اطمینان سامانه‌یی که در انبار نگهداری می‌شود تا زمان مصرفش، با گذشت زمان، دچار خرابی یا زوال می‌شود حتی وقتی هنوز مورد استفاده قرار نگرفته است.

در شکل ۱ چرخه‌ی عمر کاری موشک به عنوان یک سامانه‌ی تک‌کاره در موقعیت‌های مختلف عمر آن، از جمله زمانی که در انبار است یا هنگام نصب بر روی سکو یا وقتی برای استفاده در انتظار به سر می‌برد، نشان داده شده است. علت خرابی‌ها می‌تواند خوردگی، زنگ‌زدگی، فساد شیمیایی، نم‌کشیدگی، یا تبخیر روی قطعات شیمیایی، مکانیکی، الکتریکی و الکترونیکی باشد. به همین علت، با اینکه سامانه هنوز کار نکرده است ولی قابلیت اطمینانش به مرور زمان کاسته می‌شود به طوری که وقتی از حد مشخصی کمتر شد دیگر از نظر کاربر فنّاوری قابل اطمینان نخواهد بود و باید از رده خارج شود. اما از آنجا که فرایند خرابی یا زوال فرایندی تصادفی است، نمی‌توان صرفاً بر مبنای طول مدت اقامت در انبار ــ مثلاً پس از

---
* نویسنده مسئول

تاریخ: دریافت ۱۳۹۴/۱۲/۳، اصلاحیه ۱۳۹۵/۶/۵، پذیرش ۱۳۹۵/۷/۵.
DOI:10.24200/J65.2018.5549



شکل ۱. چرخه‌ی عمر کاری موشک.

گذشت ۵ سال ـ زمان از رده خارج کردن این محصولات را تعیین کرد. چاره‌یی که می‌ماند انجام پایش وضعیت با روش‌های مناسب است. البته منظور از پایش فقط انجام بازرسی نیست بلکه چنانچه لازم باشد تعمیر و تعویض نیز انجام خواهد گرفت. بهتر است به صورت دوره‌یی تعمیرات پیشگیرانه انجام شود تا قابلیت اطمینان مورد نظر محصول حفظ شود. با این حال، شاید استفاده از اصطلاح نت پیشگیرانه هم خیلی دقیق نباشد؛ زیرا معمولاً برای دستگاه یا تجهیزی که در حال کار است استفاده می‌شود و نه برای تجهیزی که در انبار در انتظارکار است. به همین علت در این مقاله از اصطلاح نگهداری از قابلیت اطمینان که ناکاگاوا در عنوان یکی ازکتاب‌های خود به کار برده است[۲] استفاده می‌شود.

در هر صورت، موضوع اصلی که در این تحقیق مورد بررسی قرار خواهد گرفت این است که آیا پس از هر بازرسی سامانه‌ی مورد نظر سامانه‌ی قابل اطمینانی برای نگهداری در انبار هست یا باید از رده خارج شود. یک راه مؤثر برای پایش میزان فرسودگی یا زوال سامانه‌ها استفاده از بازرسی‌های نمونه‌یی دوره‌یی است که در این حالت تعیین اندازه‌ی نمونه بسیار مهم خواهد بود. این کاری است که البته در آزمون‌های آماری کنترل کیفیت سابقه دارد و نظریه‌ی توسعه یافته‌ی خوبی هم وجود دارد. با این حال، مشکل در اینجاست که تعدادی از این محصولات انتخاب و مورد آزمون مخرب قرار می‌گیرند ولی به علت قابلیت اطمینان بالایی که این محصولات دارند معمولاً در نمونه هیچ شکستی اتفاق نمی‌افتد یا هیچ محصولی خراب کار نمی‌کند. معلوم است که سلامتی صددرصدی نمونه‌های کوچک به معنای صددرصد سالم بودن محموله‌ی محصولات نیست اما چنین نتیجه‌یی فرایند نمونه‌برداری انجام شده را بی خاصیت می‌کند، مگر اینکه اندازه‌ی نمونه را بزرگ و بزرگ‌تر کنیم تا شکست‌ها خود را نشان دهند. اما اگر اندازه‌ی نمونه خیلی بزرگ شود با توجه به تک‌کاره بودن سامانه انجام آزمایش‌ها هزینه‌ی گزافی را تحمیل خواهد کرد؛ زیرا تقریباً همه‌ی محصولات به منظور انجام آزمون قابلیت اطمینان تخریب می‌شوند. پس با نمونه‌ی کوچک شکستی دیده نمی‌شود و با نمونه‌ی بزرگ محصولی باقی نمی‌ماند.

راه دیگر استفاده از آزمون‌های شتاب، عمر است تا به‌کمک داده‌های به دست آمده طول عمر باقی‌مانده‌ی آنها تخمین زده شود. راه سومی هم هست که با بازکردن و بررسی قطعات و در صورت لزوم تعمیر و تعویض آن‌ها قابل انجام است. هرکدام از این سه روش پیچیدگی‌های خاص خود را دارند که مورد توجه محققان قرارگرفته است.[۳]

با کمک گرفتن از آزمون شتاب عمر خراب شدن مدارهای مجتمع یک سامانه‌ی الکترونیکی را، که در انبار نگهداری می‌شود، می‌توان پیش‌بینی کرد. با این حال بازرسی سامانه‌های تک‌کاره مخرب و پرهزینه است و در روش دو جمله‌یی نیاز به حجم نمونه‌ی بزرگی برای هر مرحله از آزمون است. به همین دلیل، بهتر است شیوه‌یی به کارگرفته شود که بتواند از نتایج به دست آمده از داده‌های گذشته استفاده کند. روش پیشنهادی برای رفع این مشکل استفاده از توزیع پیشین و توزیع پسین است که موضوع روش بیزین است. بدین ترتیب می‌توان با کمترین اندازه‌ی نمونه به قضاوت خوبی برای قابلیت اطمینان محموله رسید. وود و لاتر[۴] نیز برای رفع این مشکل روش بیزین را به کارگرفتند.

فن و همکارانش[۵] با استفاده از روش بیزین قابلیت اطمینان سامانه‌های تک‌کاره را با انجام آزمون شتاب عمر به دست آورند. آن‌ها سه توزیع پیشین نرمال، نمایی و بتا را برای تخمین نرخ شکست و قابلیت اطمینان استفاده کردند و سپس نتایج را با شبیه‌سازی مونت کارلو مقایسه و اعتبارسنجی کردند. نتیجه‌یی که آنها گرفتند این است که وقتی داده‌ها اطلاعات کافی دارند انتخاب هر کدام از سه توزیع بالا عملکرد مشابهی دارد اما زمانی که داده‌های شکست‌ها کم یا حتی صفر است نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد روش بیزین با توزیع پیشینی نرمال بهتر است.

دانسون و همکارانش[۶] هم نشان دادند که تخمین پارامترها به اندازه‌ی نمونه حساس هستند به خصوص هر چه داده‌ها کوچک‌تر باشند حساس‌ترند. مطالعه‌ی مرتبط دیگر مربوط به تخمین قابلیت اطمینان بمب‌ها و موشک‌ها در وزارت دفاع استرالیاست که توسط یتس و مصلح[۷] انجام گرفت و آن‌ها هم از روش بیزین کمک گرفتند.

گوا و همکارانش[۸] قابلیت اطمینان سامانه‌های تک‌کاره را زمانی‌که تعداد شکست‌ها صفر یا نزدیک به صفر هستند، بررسی کردند. آن‌ها قابلیت اطمینان سامانه را به‌کمک قابلیت اطمینان قطعات و در دو حالت تحت پایش و بازرسی‌های غیرمخرب و نیز حالتی که قابلیت اطمینان سامانه به صورت مخرب و یک‌جا بررسی شود محاسبه و مقایسه کردند. سپس مرز بی‌تفاوتی بین دو روش را برای تعیین اندازه‌ی نمونه‌یی که باید مورد آزمون قطعات قرار بگیرند، به دست آوردند.

وینتر و والیس[۹] قابلیت اطمینان تفنگ اتوماتیک به کار رفته در هواپیمای zpl-۲۰ را با فشنگ‌های آتش‌زا[۱] مدل کردند. این تفنگ شامل دو بخش تک‌کاره است. آن‌ها با تجزیه و تحلیل تعداد گلوله‌های خراب و تعداد فشنگ‌های آتش‌زا نشان دادند که قابلیت اطمینان قطعات تک‌کاره چگونه بر قابلیت اطمینان تفنگ تأثیر می‌گذارد. کوکی و والیس[۱۰] هم‌چنین قابلیت اطمینان سامانه‌ی پیچیده‌ی اسلحه را، که قطعات تک‌کاره دارد، بررسی و برای بهینه‌سازی طراحی تفنگ از آن استفاده کردند.

نیوبای[۱۱] پایش و نگهداری قطعات سامانه‌های تک‌کاره را زمانی که آزمون‌های غیرمخرب دقیق نیستند، بررسی کرد و مدلی برای بازرسی‌های گروهی و تکی قطعات با کمک روش بیشینه‌ی درست‌نمایی پیشنهاد کرد. مارتینز[۱۲] آزمون دوره‌یی تجهیزات الکترونیکی را، که برای مدت طولانی در انبار نگهداری می‌شوند، بررسی کرد و نشان داد که چگونه قابلیت اطمینان آن‌ها را می‌توان محاسبه کرد. وانگ و همکاران[۱۳] نیز نگهداری و تعمیرات مبتنی بر قابلیت اطمینان را با یک نت پیشگیرانه بررسی کردند.

اینک با توجه به مطالعات انجام شده می‌توان گفت که در برخی از تحقیقات استفاده از آزمون‌های مخرب برای بررسی قابلیت اطمینان سامانه‌های تک‌کاره در نظر گرفته شده است. این مانند شلیک یک تفنگ یا یک خمپاره یا موشک برای سنجش سلامت محموله است. آزمون مخرب البته زمانی که چاره‌ی دیگری وجود ندارد، شاید تنها راه باشد. اما سامانه‌های پیچیده‌تری مانند ماهواره، موشک بالستیک، هواپیمای جنگی وجود دارند که می‌توان از روش پایش وضعیت و انجام آزمون‌های مخرب و غیرمخرب روی قطعات آن به نتیجه رسید. در این

مقاله دقیقاً چنین مدلی مد نظر است، مدل ترکیبی که با استفاده‌ی هم‌زمان از آزمون‌های مخرب و غیرمخرب و با صرف کمترین هزینه قابلیت اطمینان سامانه‌های تک‌کاره را ارزیابی و برای مدت زمان بیشتری در سطح مورد نظر نگه دارد.

یک سامانه‌ی پیچیده سامانه‌یی است که از زیرسامانه‌ها یا قطعات موازی و سری تشکیل شده است. برای این سامانه‌ها می‌توان ابتدا قابلیت اطمینان هر یک از اجزا را تعیین و سپس با استفاده از آن قابلیت اطمینان کل سامانه را محاسبه کرد.

در این مقاله یک سامانه‌ی تک‌کاره در نظر گرفته می‌شود که لازم است قابلیت اطمینان بالاتر از سطح q ($0 < q \leq 1$) داشته باشد و مدل مناسبی که با کمترین تعداد نمونه و کمترین هزینه بتواند این سطح از قابلیت اطمینان را فراهم کند، ارائه می‌شود. از این رو ابتدا در بخش اول مدلی برای آزمون‌های مخرب بر روی سامانه‌های تک‌کاره زمانی که شکستی در آزمون بر روی قطعات تک‌کاره رخ نمی‌دهد با کمک روش بیزین و الگوریتم ژنتیک توسعه داده می‌شود. هدف کاهش تعداد نمونه‌های مورد نیاز در بازرسی قطعات برای رسیدن به سطح قابلیت اطمینان مورد نظر سامانه و کمینه‌کردن هزینه‌ی بازرسی است.

در بخش دوم مدل مناسب برای انجام آزمون‌های غیرمخرب بر روی قطعات سامانه‌های تک‌کاره و تعیین دوره‌ی بازرسی بهینه که هزینه‌ی بازرسی را کمینه کند، ارائه می‌شود. در نهایت در بخش سوم با داشتن مدل مناسب برای آزمون‌های مخرب و غیرمخربِ سامانه‌های تک‌کاره از بخش اول و دوم و با به کارگیری هم‌زمان این دو مدل با توجه به نوع قطعات و توزیع طول عمر آن‌ها ترکیب بهینه‌ی آزمون‌های مخرب و غیرمخرب برای کمینه‌کردن هزینه به دست می‌آید؛ مدل بر روی یک دستگاه نمونه پیاده و نتایج آورده شده است.

۲. مدل‌سازی بر پایه‌ی آزمون‌های مخرب

معمولاً با هر آزمایشی که بر روی مجموعه‌های تک‌کاره انجام می‌گیرد مانند یک آزمایش مستقل برنولی (شکست یا موفقیت) رفتار می‌شود و تعداد موفقیت‌ها به صورت توزیع دوجمله‌یی $Bin(n, r)$ تعریف می‌شود که در آن n تعداد نمونه و r اندازه‌ی قابلیت اطمینان است. حال اگر در آزمایش‌هایی که انجام می‌دهیم تعداد شکست‌ها صفر باشد یعنی همه قطعات آزمایش شده موفق باشند دیگر توزیع برنولی از کار می‌افتد و نمی‌توان از آن برای ارزیابی قابلیت اطمینان بهره برد.

در اینجا زمانی که هیچ خطایی در سطح قطعات مشاهده نمی‌شود و قابلیت اطمینان یک را نشان می‌دهد، برای محاسبه‌ی قابلیت اطمینان سامانه، ترکیبی از روش بیزین و روش انتشار پراش استفاده شده است.

در راستای مطالعه‌ی قابلیت اطمینان سامانه‌های تک‌کاره از تحقیقی که توسط گوا و همکارانش[۱۴] در سال ۲۰۱۱ انجام گرفته است، استفاده می‌شود و نتایج تحقیق بهبود داده خواهد شد. کاری که در این‌جا انجام می‌گیرد به کارگیری الگوریتم ژنتیک در بهینه‌سازی تعداد نمونه‌های لازم برای آزمایش قطعات سامانه است. آن‌ها از روش بیزین برای براورد دو گشتاور اول تخمین قابلیت اطمینان قطعات و از روش انتشار پراش برای محاسبه‌ی پراش قابلیت اطمینان سامانه استفاده کردند. به کمک گشتاورهای به دست آمده تخمینی برای توزیع شکست سامانه با تابع بتا به دست آوردند و از آن کمک گرفتند تا فاصله‌ی اطمینانی را برای سامانه به دست آورند. در این مقاله به کمک روش آن‌ها، بهینه‌سازی تعداد نمونه‌ی لازم از قطعات سامانه مد نظر قرار گرفته و این کار به کمک الگوریتم ژنتیک، به شرحی که در ادامه خواهد آمد، انجام شده است. در واقع فرض می‌شود قابلیت اطمینان سامانه هم به صورت کامل و هم به صورت قطعات بازشونده ارزیابی می‌شود. مثلاً فرض کنید سامانه‌ی تک‌کاره‌ی مورد نظر موشکی است که قطعاتی مانند کلاهک، چاشنی، ضامن، سوخت، موتور، مخزن سوخت و ... دارد. این قطعات در یک ساختار پیچیده یا شبکه‌یی سامانه‌ی مورد نظر را می‌سازند. برای ما هم آزمایش تعدادی از موشک‌ها به صورت نمونه برای سنجش کاهش قابلیت اطمینان آن‌ها و هم ارزیابی قطعات جداشونده اهمیت دارد. آزمایش‌ها روی قطعه‌ی بازشونده از موشک هزینه‌ی به مراتب کمتری از آزمایش موشک کامل دارد و به همین علت در این‌جا تعیین اندازه‌ی نمونه‌ی قطعات سامانه مورد توجه قرار می‌گیرد.

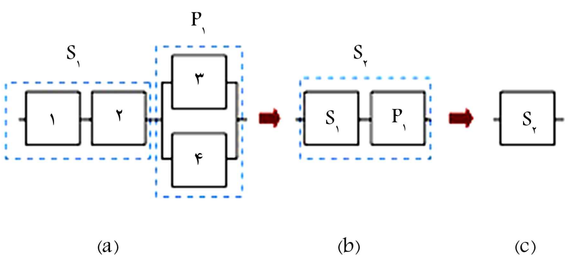
۲.۱. انتشار پراش

در روش انتشار پراش که روشی غیر پارامتری است با استفاده از عملیات سری/موازی کردن قطعات در مدار اطمینان می‌توان علاوه بر قابلیت اطمینان تخمینی از پراش سامانه نیز به دست آورد. به اصطلاح میانگین و پراش از سطح قطعه به سطح سامانه توسعه داده می‌شود. برای محاسبه‌ی میانگین و پراش iامین قطعه ($i = 1, 2, \ldots, k$) در یک آزمایش دو جمله‌یی در سامانه‌یی که از k قطعه‌ی مختلف تشکیل شده است می‌توان از روابط زیر استفاده کرد:

$$\hat{r_i} = \frac{x_i}{n_i} \quad (1)$$

$$v\hat{a}r(\hat{r_i}) = \frac{\hat{r_i}(1 - \hat{r_i})}{n_i - 1} \quad (2)$$

که در آن n_i اندازه‌ی نمونه‌یی است که از قطعه‌ی نوع i گرفته و در آن نمونه x_i قطعه‌ی سالم $0 < x_i < n_i$ یافت شده است. حال به منظور توسعه‌ی میانگین و پراش به دست آمده در یک قطعه به سطح سامانه لازم است از روش انتشار پراش استفاده شود. مثلاً برای سامانه‌ی ۴ قطعه‌یی شکل ۲ می‌توان با فرایند سری/موازی کردن از (a) به (b) و سپس به (c) رسید.[۱۴] روش محاسبه‌ی قابلیت اطمینان و پراش سامانه در جدول ۱ آمده است. محاسبات این جدول به این صورت است که در مرحله‌ی (a) اطمینان و پراش هر قطعه به ترتیب با استفاده از روابط ۱ و ۲ به دست می‌آیند. در مرحله‌ی (b) قطعاتی که به صورت سری در کنار هم قرار دارند با هم در نظر گرفته می‌شوند $(s1)$ و قطعاتی که به صورت موازی در کنار هم قرار دارند با هم در نظر گرفته می‌شوند $(p1)$ و اطمینان و پراش آنها مطابق جدول محاسبه می‌شود. سپس در مرحله‌ی (c) چون $(s1)$ و $(p1)$ به صورت سری در کنار هم قرارگرفته‌اند با کمک روابط مربوط به قطعات سری اطمینان و پراش کل سامانه $(s2)$ محاسبه می‌شود.



شکل ۲. فرایند کاهش سری ـ موازی سامانه در سه مرحله.

جدول ۱. محاسبه‌ی قابلیت اطمینان و پراش سامانه به صورت مرحله‌ای.

مرحله	(a)		(b)	(c)
قطعه	اطمینان	پراش	اطمینان و پراش زیرسامانه s۱ و p۱	اطمینان و پراش زیرسامانه s۲
۱	$\hat{r}_1$	$v\hat{a}r(\hat{r}_1)$	$\hat{r}_{1,2}=\hat{r}_{s1}=\hat{r}_1\times\hat{r}_2$	$\hat{r}_{s2}=\hat{r}_{s1}\times\hat{r}_{p1}$
۲	$\hat{r}_2$	$v\hat{a}r(\hat{r}_2)$	$v\hat{a}r(\hat{r}_1,\hat{r}_2)=v\hat{a}r(S1)$ $=\hat{r}_1^2\times\hat{r}_1^2-(\hat{r}_1^2-v\hat{a}r(\hat{r}_1))$ $(\hat{r}_2^2-v\hat{a}r(\hat{r}_2))$	$v\hat{a}rS2=\hat{r}_{S1}^2\times\hat{r}_{p1}^2$ $-(\hat{r}_{S1}^2-v\hat{a}r(S1))$ $\times(\hat{r}_{p1}^2-v\hat{a}r(P1))$
۳	$\hat{r}_3$	$v\hat{a}r(\hat{r}_3)$	$\hat{r}_{3,4=}\hat{r}_{P1}=(1-\hat{r}_1)(1-\hat{r}_2)$	
۴	$\hat{r}_4$	$v\hat{a}r(\hat{r}_4)$	$v\hat{a}r(\hat{r}_3,\hat{r}_4)=v\hat{a}r(P1)$ $=(1-\hat{r}_1)^2(1-\hat{r}_2)^2$ $-((1-\hat{r}_2)^2-v\hat{a}r(\hat{r}_1))$ $((1-\hat{r}_2)^2-v\hat{a}r(\hat{r}_2))$	

۲.۲. توزیع بتا و روش بیزین

اگر اندازه‌ی نمونه در آزمایش‌های انجام شده اجباراً خیلی کوچک باشد به طوری که یااصلاً شکستی ملاحظه نشود یا خیلی کم باشد، آنگاه به ناچار برای تخمین قابلیت اطمینان سامانه باید از توزیع بتا که جایگزین مناسبی برای توزیع دو جمله‌یی است همراه با روش بیزین استفاده کرد. در واقع در روش بیزین طی یک فرایند تکاملی از طریق انجام آزمایش و تولید داده‌های جدید توزیع پیشین پی‌درپی به روز می‌شود و توزیع پسین به دست می‌آید و از آن برای تخمین قابلیت اطمینان سامانه استفاده می‌شود. در توضیح قضیه‌ی بیز فرض کنید $B1,\ldots,Bk$ یک افراز برای فضای نمونه‌یی S تشکیل می‌دهند طوری که به ازای هر $j=1,\ldots,k$، داشته باشیم $P(Bj)>0$ و فرض کنید A پیشامدی با فرض $P(A)>0$ باشد، در این صورت به ازای $i=1,\ldots,k$:

$$P(B_i|\ A)=\frac{P(B_i)P(A|\ B_i)}{\sum\limits_{j=1}^{k}P(B_i)P(A|\ B_i)}=\frac{P(B_i)P(A|\ B_i)}{P(A)} \tag{۳}$$

که در آن $P(B_i)$ احتمال پیشین، $P(B_i|\ A)$ احتمال پسین و$P(A|\ B_i)$ احتمال وقوع A به شرط برقراری شرط اولیه B_i است. توزیع بتا هم‌خانواده‌ی توزیعاتی مانند گاما و وایبل است که می‌توانند از نظر شکل تنوع زیادی به خود بگیرند و از این نظر انعطاف بالایی دارند. چگالی احتمال توزیع بتا عبارت است از:

$$\beta(\hat{r}_i,a,b)=\frac{1}{B(a,b)}\hat{r}^{a-1}(1-\hat{r})^{b-1},\ 0\leq\hat{r}\leq 1 \tag{۴}$$

که در آن:

$$B(a,b)=\int_0^1 z^{a-1}(1-z)^{b-1}dz \tag{۵}$$

که در آن a و b پارامترهایی مثبت هستند. وقتی هیچ اطلاعات پیشینی از قابلیت اطمینان قطعه در دست نیست بنابر پیشنهاد مارتز و والر[15] از $\beta(\hat{r},1,1)$ و یا $\beta(\hat{r},0/5,0/5)$ به عنوان توزیع پیشینی استفاده می‌شود که البته $\beta(\hat{r},1,1)$ همان توزیع یکنواخت $U(0,1)$ است.

توزیع یکنواخت با تخصیص احتمالات مساوی به برون دادها در واقع تضمین‌کننده‌ی بیشینه‌ی آنتروپی است؛ یعنی وقتی در مورد توزیع پدیده‌یی هیچ اطلاعاتی در دست نیست می‌توان توزیعی که بیشینه‌ی آنتروپی را دارد به عنوان بهترین تخمین اولیه در نظر گرفت. باید توجه داشت که چنین توزیعی فقط یک نقطه‌ی شروع مناسب است اگر چه از نظر اطلاعاتی بی ارزش است زیرا بیشینه‌ی آنتروپی کمینه‌ی اطلاعات ارزشمند را نشان می‌دهد.

۳.۲. توزیع قابلیت اطمینان قطعه

اکنون اگر تعداد شکست‌ها را در n بار آزمایش با y نشان دهیم و همچنان $\hat{r}$ برآورد قابلیت اطمینان یک قطعه باشد، آنگاه:

$$CL=1-\sum_{j=0}^{y}\binom{n}{j}(1-\hat{r})^j\hat{r}^{n-j} \tag{۶}$$

که در آن CL همان سطح اعتماد است. از این سطح اعتماد می‌توان بنابر پیشنهاد کجه‌جی‌اغلو[16] کمک گرفت تا به تخمینی در مورد جامعه رسید و ارزیابی مناسبی از خطای تخمین داشت. اگر هیچ شکستی در حین آزمایش رخ ندهد یا $y=0$، آنگاه:

$$CL=1-\hat{r}^n,\ 1-CL=\hat{r}^n \tag{۷}$$

از آنجا که در این حالت $Pr\{r\leq\hat{r}\}=F(\hat{r})=\hat{r}^n$ پس $1-CL$ برابر با توزیع تجمعی $F(.)$ است پس:

$$F(\hat{r})=\hat{r}^n \tag{۸}$$

و مشتق آن ما را به تابع چگالی $\hat{r}$ می‌رساند، یعنی:

$$f(\hat{r})=n\hat{r}^{n-1} \tag{۹}$$

با این حساب، رابطه‌ی (۹) بیان می‌کند که اگر در آزمایش‌های انجام شده هیچ شکستی رخ ندهد، آنگاه $f(\hat{r})$ تابع چگالی احتمال $\hat{r}$ را نشان خواهد داد. دلیل اهمیت این رابطه این است که این امکان را می‌دهد تا بدون هیچ پیش‌فرضی بتوان قابلیت اطمینان قطعاتی را که در آزمایش شکست نمی‌خورند، محاسبه کرد.

گلمن و همکارانش برای زمانی که اطلاعات مفیدی به صورت پیشینی موجود نیست پیشنهاد کرده‌اند که از توزیع فیشر استفاده شود.[۱۷] در این صورت، وقتی شکستی برای قطعات اتفاق نیفتاده است می‌توان $1/\hat{r}$ را به عنوان توزیع پیشینی برای استفاده کرد و در نتیجه توزیع پسینی به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$f(\hat{r}|\ n,y) = \frac{\hat{r}^{n}\frac{1}{\hat{r}}}{\int_{0}^{1}\hat{r}^{n}\frac{1}{\hat{r}}d\hat{r}} = \frac{\hat{r}^{n-1}}{\int_{0}^{1}\hat{r}^{n-1}d\hat{r}} = n\hat{r}^{n-1} \qquad (۱۰)$$

که همان رابطه‌ی (۹) را نتیجه می‌دهد. معادله‌ی (۱۰) در واقع توزیع بتا $\beta(\hat{r}, n, 1)$ است، یعنی وقتی در معادله‌ی (۳) مقادیر $a = n$ و $b = 1$ را قرار دهیم $n\hat{r}^{n-1}$ به دست می‌آید. در نتیجه میانگین و پراش برای $\hat{r}$ عبارت خواهند شد از

$$E[\hat{r}] = \frac{n}{n+1} \qquad (۱۱)$$

$$v\hat{a}r(\hat{r}) = \frac{n}{(n+1)^{2}(n+2)} \qquad (۱۲)$$

حال می‌توان با داشتن توزیع قابلیت اطمینان قطعات به توزیع قابلیت اطمینان سامانه رسید، که در بخش بعد نشان داده خواهد شد.

۴.۲. تخمین قابلیت اطمینان سامانه

در بخش قبل ملاحظه شد که وقتی قطعات در آزمایش شکستی را نشان نمی‌دهند، می‌توان از توزیع بتا $\beta(\hat{r}, n, 1)$ استفاده کرد و با استفاده از دو رابطه‌ی (۱۱) و (۱۲) میانگین و پراش $\hat{r}$ را برای قطعات تخمین زد. سپس در قدم دوم لازم است قابلیت اطمینان سامانه را براورد کرد. در این‌جا، چگونگی چیده شدن قطعات در کنار هم یا همان ساختار سامانه اهمیت پیدا می‌کند. مثلاً وقتی سامانه موردنظر متشکل از K قطعه به صورت سری است:

$$\hat{r}_{s} = \prod_{i=1}^{k}\hat{r}_{i} \qquad (۱۳)$$

که در آن $\hat{r}_i$ تخمین قابلیت اطمینان قطعه‌ی i ـ ام است که متغیری تصادفی با توزیع بتاست، اما $\hat{r}_s$ که از ضرب چنین متغیرهای تصادفی مستقلی تولید می‌شود دیگر توزیع بتا ندارد. در واقع توزیع دقیق $\hat{r}_s$ را می‌توان به دست آورد، اگرچه هزینه‌ی محاسباتی آن برای K های بزرگ زیاد خواهد شد.[۱۸] تامپسون و هینز[۱۹] برای ساده کردن این محاسبات پیشنهاد کردند که میانگین و پراش $\hat{r}_s$ را مجدداً با یک توزیع بتا به صورت زیر تقریب زد:

$$E[\hat{r}_{s}] = \prod_{i=1}^{k}E[\hat{r}_{i}] = \prod_{i=1}^{k}\frac{n_{i}}{n_{i}+1} \qquad (۱۴)$$

$$v\hat{a}r(\hat{r}_{s}) = E[\hat{r}_{s}]\prod_{i=1}^{k}\frac{n_{i}+1}{n_{i}+2} - (E[\hat{r}_{s}])^{2} \qquad (۱۵)$$

البته در هر دو مورد فرض بر این است که شکست قطعات مستقل از هم رخ می‌دهد. از سوی دیگر، اگر سامانه دارای K قطعه موازی باشد، آنگاه برای قابلیت اطمینان سامانه داریم:

$$\hat{r}_{p} = 1 - \prod_{i=1}^{k}(1-\hat{r}_{i}) = 1 - \prod_{i=1}^{k}\hat{q}_{i} \qquad (۱۶)$$

جدول ۲. نتایج آزمایش‌های قابلیت اطمینان قطعات سامانه‌ی شکل ۱.

i	n_i	y_i	$E(\hat{r}_i)$	$Var(\hat{r}_i)$
۱	۱۱	صفر	۰٫۹۱۶۷	$۵/۸۷۶ \times ۱۰^{-۳}$
۲	۱۱	صفر	۰٫۹۱۶۷	$۵/۸۷۶ \times ۱۰^{-۳}$
۳	۲۵	صفر	۰٫۹۶۱۵	$۱/۳۷۰ \times ۱۰^{-۳}$
۴	۲۵	صفر	۰٫۹۶۱۵	$۱/۳۷۰ \times ۱۰^{-۳}$

جدول ۳. محاسبه‌ی قابلیت اطمینان و پراش با کمک روابط جدول ۱.

ساده‌سازی	ماژول	قابلیت اطمینان	پراش
۱	S_1	۰٫۸۴۰۳	$۹/۹۱۰ \times ۱۰^{-۳}$
	P_1	۰٫۹۹۸۵	$۵/۹۲۹ \times ۱۰^{-۶}$
۲	S_2	۰٫۸۳۹۰	$۹/۸۸۴ \times ۱۰^{-۳}$

که در آن $\hat{r}_i$ تقریباً توزیع $\beta(\hat{r}, n_i, 1)$ دارد. هم‌چنین، قابلیت عدم اطمینان قطعه نیز تقریباً از توزیع بتا با $\beta(\hat{q}_i, 1, n_i)$ تبعیت می‌کند. مشابه روابط (۱۴) و (۱۵) برای $\hat{r}_p$ هم می‌توان میانگین و پراش را به صورت تقریبی محاسبه کرد:

$$E[\hat{r}_{p}] = 1 - \prod_{i=1}^{k}E[\hat{q}_{i}] = 1 - \prod_{i=1}^{k}\frac{1}{N_{i}+1} \qquad (۱۷)$$

$$v\hat{a}r(\hat{r}_{p}) = (1 - E[\hat{r}_{p}])(\prod_{i=1}^{k}\frac{2}{n_{i}+2} - (1 - E[\hat{r}_{p}])) \qquad (۱۸)$$

در این صورت، با روشن شدن تکلیف ساختارهای سری و موازی می‌توان از روش انتشار پراش استفاده و ساختارهای پیچیده‌تر را براورد کرد. برای مثال اگر در سامانه‌ی شکل ۲ تعداد نمونه‌ها به صورت جدول ۲ باشد و شکستی در آزمون‌ها رخ ندهد قابلیت اطمینان سامانه با کمک توزیع بتا و روش انتشار پراش به صورت جدول ۳ قابل محاسبه است.

برای تعیین این‌که چه تعداد نمونه از هر قطعه در بازرسی بعدی باید مورد آزمایش قرارگیرد تا تأیید شود که قابلیت اطمینان سامانه در سطح مورد نظر است، از الگوریتم ژنتیک استفاده می‌شود.

۵.۲. بهینه‌سازی تعداد نمونه‌ی مورد نیاز از هر قطعه‌ی سامانه به کمک الگوریتم ژنتیک و روش تاگوچی

در این بخش به کمک الگوریتم ژنتیک تعداد بهینه‌یی که از هر قطعه باید نمونه گرفت و برای آزمایش انتخاب کرد، تا کمترین هزینه را در عین حفظ سطح اطمینان مورد نظر داشته باشد، تعیین می‌شود. برای انجام آزمایش‌ها فرض می‌شود که علاوه بر سامانه، قطعات یدکی کافی برای انجام آزمون در اختیار است. در این صورت، لازم است بیشینه‌ی تعداد قطعاتی را که با توجه به هزینه می‌تواند آزمایش شود، مشخص کرد.

باید توجه داشت که از یک قطعه‌ی خاص ممکن است فقط یکی در سامانه به کار گرفته شده باشد ولی پایش و سنجش قابلیت اطمینان آن نیاز به باز کردن چندین سامانه داشته باشد. کاری که در این مقاله انجام می‌شود این است که برای هر قطعه‌ی موجود در سامانه یک مقدار کمینه و یک مقدار بیشینه برای تعداد آزمایش

در نظر گرفته و سپس تمام قطعات سامانه در نظر گرفته می‌شود و به کمک الگوریتم ژنتیک بهینه‌سازی انجام می‌پذیرد.

الگوریتم اعدادی تصادفی بین کمینه و بیشینه‌ی آزمون مجاز تولید می‌کند و به‌کمک روابطی که توضیح داده شد مقدار قابلیت اطمینان سامانه محاسبه می‌شود. سپس در تکرارهای الگوریتم ژنتیک و با بهبود مقدار قابلیت اطمینان تا سطح مورد نظر تعداد آزمون‌های لازم برای هر قطعه برای تأیید سطح قابلیت اطمینان مورد نظر به دست می‌آید. الگوریتم ژنتیک یکی از شناخته‌ترین، قدرتمندترین و پرکاربردترین الگوریتم‌های بهینه‌سازی تقریبی است. در مقایسه با الگوریتم‌های بهینه‌سازی دقیق ساده‌تر عمل می‌کند و مثلاً نیازی به محاسبه‌ی گرادیان تابع هدف ندارد.[20] اینک به دلیل به کارگیری این الگوریتم به مفاهیم لازم آن اشاره‌ای خواهد شد.

ابتدا جمعیت اولیه تعریف می‌شود که مجموعه‌یی از کروموزوم‌هاست که به صورت تصادفی انتخاب می‌شوند ولی بعدها از حالت تصادفی خارج می‌شوند. هر کروموزوم رشته یا دنباله‌یی از بیت‌ها را در بر می‌گیرد که یک جواب را چه خوب چه بد نشان می‌دهد. هر بیت در هر کروموزوم نقش همان ژن در موجود زنده را بازی می‌کند. در واقع هر کروموزوم نماینده‌ی یک راه‌حل برای مسئله‌ی بهینه‌سازی است. تعداد کروموزوم‌ها متناسب با تعداد قطعات سامانه است زیرا در هر راه‌حل باید معلوم شود چه تعداد قطعه باید بررسی شود.

در روش تاگوچی هدف اول شناسایی و تنظیم عامل‌هایی است که تغییرات متغیر پاسخ را کمینه می‌کنند و هدف بعدی شناسایی عامل‌های قابل کنترل و غیرقابل کنترل است. هدف نهایی این روش پیدا کردن ترکیب بهینه‌ی مقدار عامل‌های قابل کنترل است. در این‌جا موضوع مهم برای ما داشتن سطح مشخصی از قابلیت اطمینان است و این کار را می‌خواهیم با حداقل تعداد آزمون قطعات انجام دهیم. با کمک روش تاگوچی[21] و با تنظیم پارامترهای جمعیت، نرخ تقاطع و نرخ جهش در الگوریتم ژنتیک تعیین می‌کنیم با چه تعداد تکرار این الگوریتم به سطح مورد نظر قابلیت اطمینان خواهیم رسید و تعداد نمونه‌ی مورد نیاز از هر قطعه را نیز به دست می‌آوریم.

در مسئله‌ی مورد نظر ۵۰ کروموزوم در نظر گرفته شده است. اگر جمعیت اولیه در برگیرنده‌ی یک راه حل تصادفی است جمعیت‌های بعدی هر کدام بهتر و بهتر می‌شوند. اکنون چند بار این جمعیت باید تغییر کند تا یک جواب رضایت‌بخش، با سعی و خطا، حاصل شود. معیار رضایت‌بخش شدن مبتنی بر همگرایی روی تابع برازندگی یا تابع هدفی است که انتخاب شده است. وقتی همگرایی حاصل شد تقریباً می‌توان گفت جواب بهینه به دست آمده است.

وقتی از یک جواب به جواب دیگر می‌رسیم در واقع از یک نسل به نسل دیگر می‌رویم. در الگوریتم ارائه شده تعداد کروموزوم‌هایی که در هر تولید نسل جدید بدون تغییر به نسل بعد منتقل می‌شوند ۲۰ درصد است، ۷۰ درصد با عمل تقاطع تغییر خواهند کرد و ۱۰ درصد هم به صورت تصادفی جدید تولید خواهند شد که به اصطلاح با جهش تولید شده‌اند. با این حساب، در هر تکرار الگوریتم ژنتیک یک تغییر نسل وجود خواهد داشت. حرکت از یک نسل به نسل دیگر مستلزم بهتر شدن است که تابع هدف این نقش را به عهده می‌گیرد. در مسئله‌ی ما تابع هدف همان قابلیت اطمینان است. حرکت جمعیت از یک نسل به نسل دیگر به منظور یافتن قابلیت اطمینان بهتر برای سامانه است. توقف الگوریتم زمانی است که بیشینه‌ی مقدار قابلیت اطمینان سامانه به دست آمده باشد؛ یعنی مقدار تابع برازندگی یا هدف همگرا شود.

از آنجاکه در این تحقیق شرط توقف دستیابی به سطح q تعریف شده است، تولید نسل آنقدر ادامه پیدا می‌کند تا این سطح به دست آید. جدول ۴ نتایج اجرای الگوریتم را روی سامانه‌ی ۴ قطعه‌ای شکل ۲ نشان می‌دهد.

جدول ۴. بهترین تعداد نمونه قطعات در بین ۴ آزمایش مختلف روی سامانه‌ی شکل ۲.

معیار بهینه‌سازی	n_1	n_2	n_3	n_4	r_{best}
برحسب قابلیت اطمینان	۱۰	۸	۴	۸	۰٫۹۵۰۱

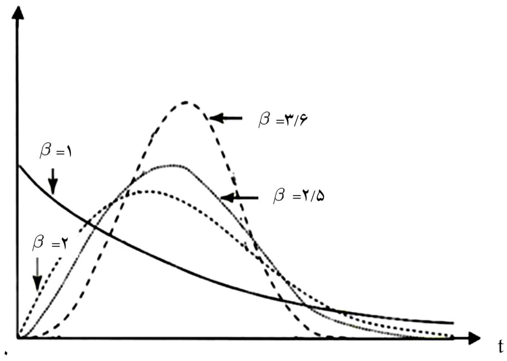
۳. مدل‌سازی بر پایه‌ی آزمون‌های غیرمخرب

در این بخش، سامانه‌یی را در نظر می‌گیریم که لازم است قابلیت اطمینان آن بالاتر از سطح $q(1 \leq q < 0)$ باشد. این سامانه پیچیده است و از ترکیب متفاوتی از قطعات با فنّاوری‌های مختلف تشکیل شده است. برای اطمینان از حصول چنین قابلیت اطمینانی لازم است سامانه به‌طور مرتب در دوره‌های زمانی $NT(N = 1, 2, \ldots)$ آزموده شود تا اگر قابلیت اطمینان کمتر یا مساوی q بود تعمیر و تعویض لازم اجرا شود. در این صورت، برای رسیدن به قابلیت اطمینان q لازم است دوره‌ی زمانی بازرسی بهینه T^* تعیین شود به‌طوری که برای حصول اطمینان مطلوب q هزینه‌های نت کمینه شود.

معمولاً در مطالعات پیشین فرض بر این است که همه‌ی انواع خرابی‌های یک سامانه با انجام بازرسی و آزمایش قابل شناسایی است. اما این فرض در صورتی درست است که همه‌ی قطعات و عناصر سامانه از جنس فنّاوری با نرخ شکست افزایشی باشند و سازوکارهایی برای پایش وضعیت آن‌ها موجود باشد. مثلاً در مورد سامانه‌ی کاوشگر (موشک) خرابی‌هایی وجود دارد که تصادفی است و فقط در شرایط پرواز واقعی ممکن است بروز پیدا کند و آن‌ها را نمی‌توان در بازرسی‌های روی زمین شناسایی کرد. این اشکالات به علت وجود قطعات الکترونیکی و برقی است که شکست‌های تصادفی دارند و حتی اگر در آخرین بازرسی سالم باشند تضمینی نیست که در زمان استفاده درست کار کنند. همچنین در شرایط پرواز واقعی ممکن است شرایط محیطی از جمله رعدوبرق، رطوبت هوا، وزش بادهای ناگهانی، فشارهای غیرمعمول در لایه‌های جوّی یا وجود اجسامی در هوا در مسیر حرکت موشک باعث بروز مشکل شود. به همین علت فرض بر این است که سامانه‌ی مورد نظر در یک دسته‌بندی کلی از دو نوع قطعه تشکیل شده است: قطعات نوع ۱ که نرخ شکست افزایشی دارند و بعد از هر بازرسی و آزمایش در صورتی که خراب شده باشند قابل شناسایی و تعمیر و تعویض هستند و قطعات نوع ۲ که نرخ شکست ثابتی دارند و به همین علت نمی‌توان خرابی یا شکست را در آن‌ها با انجام بازرسی و آزمایش کشف کرد و حتی کشف خرابی و تعمیر و تعویضشان مانع شکست تصادفی بعدی نخواهد شد.

باید توجه کرد که وقتی یک قطعه دارای نرخ شکست ثابت است حتی اگر در بازرسی معلوم شود که خراب شده و از کار افتاده است و اقدام به تعمیر و تعویض آن شود هیچ تضمینی وجود ندارد که درست در لحظه‌ی بعد از کار نیافتد. مثلاً یک لامپ را در نظر بگیرید که با روشن کردنش معلوم می‌شود سالم است ولی نمی‌توان از این اطلاع استفاده کرد و فرض کرد دفعه‌ی بعدی که لامپ را روشن می‌کنیم، نسوخته باشد. این همان خاصیت بی‌حافظه بودن قطعات نوع ۲ است که به کار بردن سیاست نگهداری و تعمیرات (نت) پیشگیرانه برای آنها فایده‌یی ندارد.[22]

با این حساب وقتی در سامانه‌ی مورد نظر هر دو نوع قطعه‌ی ۱ و ۲ وجود داشته باشد می‌توان فرض کرد که قابلیت اطمینان این سامانه با گذشت زمان به دلیل وجود شکست‌های تصادفی به‌طور پیوسته با زمان تنزل پیدا خواهد کرد. این همان خاصیتی است که تابع $R(t)$ داراست. برای قطعات نوع ۱ از تابع توزیع نرمال استفاده می‌شود. البته توابع توزیع زیادی وجود دارند که نرخ شکست افزایشی دارند



شکل ۳. تابع چگالی احتمال توزیع وایبل.

ولی مهم‌ترین تابع توزیع همان توزیع نرمال است و زمانی کاربرد دارد که خرابی‌ها به واسطه‌ی فرسایش است. تابع چگالی آن به صورت زیر به دست می‌آید[۲۳]

$$f(t)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}exp\Big[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\Big] \tag{19}$$

برای قطعات نوع ۲ تابع توزیع نمایی در نظرگرفته می‌شود. در واقع تنها تابع توزیع احتمالی که نرخ شکست ثابت دارد، تابع توزیع نمایی است. تابع چگالی توزیع نمایی به صورت زیر است

$$f(t)=\lambda e^{-\lambda t} \tag{20}$$

این تابع توزیع اگرچه متداول‌ترین توزیع در ارزیابی قابلیت اطمینان سامانه‌هاست، همان‌طورکه نشان خواهیم داد، این فرض ساده‌کننده و متداول نادرست است. نکته‌ی جالب توجه اینکه انجام محاسبات قابلیت اطمینان برای تابع نمایی به صورت تحلیلی و بر روی یک سامانه با قطعات سری و موازی به سهولت قابل انجام است و به همین علت هم استفاده از این تابع در پژوهش‌های مرتبط بسیار مرسوم است. در واقع، $h_i(t)=\lambda_i$، $H_i(t)=\lambda_i t$ و $R(t)=e^{-\lambda_i t}$. اما برای توزیع نرمال نمی‌توان محاسبات را به صورت تحلیلی انجام داد. به همین علت است که در تحقیقات زیادی در حوزه‌ی قابلیت اطمینان از تابع توزیع وایبل استفاده می‌شود که شکل تحلیلی خوب و منعطفی دارد چنانچه در شکل ۳ نشان داده شده است.

ویژگی مهم توزیع وایبل ثابت نبودن شکل کلی آن است. شکل این تابع بسته به پارامترهای آن می‌تواند تقریباً با هر نوع توزیع احتمالی از جمله توزیع نرمال تطبیق پیدا کند. تابع چگالی وایبل به صورت زیر است

$$f(t)=\frac{\beta t^{\beta-1}}{\alpha^\beta}exp\Big[-(\frac{t}{\alpha})^\beta\Big] \tag{21}$$

که α و β پارامترهای مقیاس و شکل هستند.

در حالت $\beta=1$ توزیع وایبل به توزیع نمایی تبدیل می‌شود و در حالتی که $\beta=3/6$ توزیع به توزیع نرمال نزدیک می‌شود. در توزیع وایبل، $H_i(t)=(\lambda_i t)^\beta$، $\lambda_i=\frac{1}{\alpha_i}$ و $R(t)=e^{-(\lambda_i t)^\beta}$ است.

۱.۳. مدل پایش وضعیت، بازرسی و تعمیر سامانه

۱.۱.۳. پارامترهای مدل‌سازی:

T: فاصله‌ی بین دوره‌های بازرسی؛

N: تعداد بازرسی‌ها در طول عمر سامانه؛

q: کمینه‌ی قابلیت اطمینان سامانه که کمتر از آن موجب تعویض کامل می‌شود؛

$NT+t_0$: طول عمر تا تعویض کامل؛

C_1: هزینه‌ی بازرسی و تعمیرات؛

C_2: هزینه‌ی تعویض کامل؛

$C(T)$: متوسط هزینه در واحد زمان.

۲.۱.۳. فرضیات مسئله

۱. سامانه متشکل از قطعات نوع ۱ و ۲ است و واحد i ام دارای تابع تجمعی نرخ شکست $H_i(t)$, $(i=1,2)$ است. بعد از هر بازرسی قطعات نوع ۱ در صورتی که طبق داده‌های پایش وضعیت نیاز به تعمیر و تعویض باشد، تعمیر و تعویض و جدید می‌شوند ولی قطعات نوع ۲ بعد از انجام بازرسی مانند قبل از بازرسی تغییری نمی‌کنند و نرخ شکستش ثابت باقی خواهد ماند.

۲. برای قطعات نوع ۱ که خرابی بر اثر فرسایش و قابل تشخیص است توزیع شکست وایبل با β نزدیک به توزیع نرمال و برای قطعات نوع ۲ که شکست‌های آنها تصادفی خواهد بود، توزیع نمایی در نظرگرفته می‌شود.

۳. مدت زمان انجام پایش وضعیت، بازرسی و تعمیر در مقایسه با T ناچیز در نظر گرفته می‌شود.

۴. فعالیت‌های پایش وضعیت، بازرسی و تعمیر در دوره‌های زمانی $t_1, t_2 \ldots, t_N$ انجام می‌شود.

با توجه به فرضیات بالا و با استفاده از ناکاگاوا[۲] تابع قابلیت اطمینان $R(t)$ در زمانی که هنوز بازرسی انجام نشده به صورت زیر است

$$R(t)=e^{-H_1(t)-H_2(t)} \tag{22}$$

که در آن $H_1(t)$ و $H_2(t)$ تابع تجمعی نرخ شکست قطعات نوع ۱ و ۲ هستند. حال اگر فعالیت پایش وضعیت، بازرسی و تعمیر درست در زمان t صورت گیرد قابلیت اطمینان سامانه دقیقاً بعد از بازرسی عبارت خواهد شد از:

$$R(t)=e^{-H_2(t)} \tag{23}$$

زیرا همه‌ی قطعات نوع ۱ سالم‌سازی و نو شده‌اند و قابلیت اطمینان سامانه بهبود پیدا کرده است. در حالی‌که هنوز به مقدار اولیه‌اش بازنمی‌گردد. حالا اگر قابلیت اطمینان سامانه را قبل و بعد از N امین فعالیت پایش وضعیت، بازرسی و تعمیر بخواهیم داریم:

$$R(NT_{-0})=e^{-H_1(T)-H_2(NT)} \tag{24}$$

$$R(NT_{+0})=e^{-H_2(NT)} \tag{25}$$

باید توجه داشت که فرض کرده‌ایم سامانه پس از هر بارگرفتن پایش وضعیت، بازرسی و تعمیر روی قطعات نوع ۱ کاملاً نو می‌شود. به همین علت، برای تخمین قابلیت اطمینان سامانه به ناچار فقط قطعات نوع ۲ باید در نظر گرفته شوند. اینک فرض می‌شود که پس از N بار پایش، بازرسی، و تعمیر سامانه برای مدت t_0 قابل اطمینان است و سپس از رده خارج می‌شود و با سامانه‌ی جدیدی جایگزین خواهد شد. پس زمان جایگزینی $NT+t_0$ است ($0<t_0\leq T$) و در این زمان قابلیت اطمینان برابر با q است:

$$e^{-H_1(t_0)-H_2(NT+t_0)}=q \tag{26}$$

اگر $[0, NT + t_0]$ را یک دوره در نظر بگیریم متوسط هزینه در واحد زمان، $C(T)$، عبارت خواهد شد از:

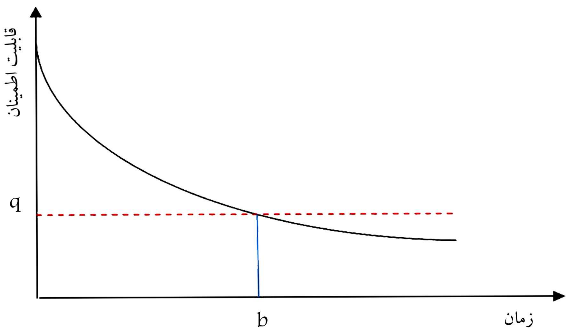
$$C(T) = \frac{NC_1 + C_2}{NT + t_0} \tag{۲۷}$$

هزینه‌ی بازرسی و هزینه‌ی تعویض به صورت زیر قابل محاسبه هستند:

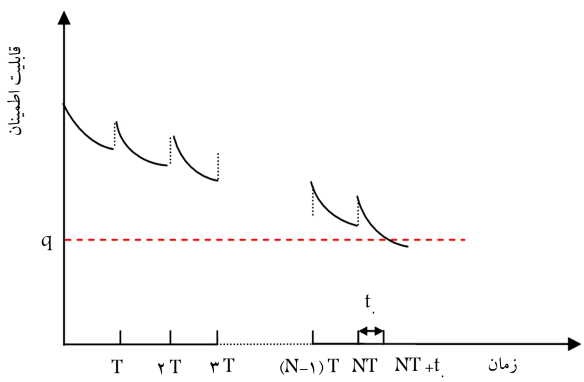
$$C_1 = \sum_{i=1}^{N_1} c_{1i} + A \tag{۲۸}$$

$$C_2 = \sum_{i=1}^{N_T} c_{2i} \tag{۲۹}$$

در معادلات بالا c_{1i} هزینه‌ی پایش و بازرسی قطعات، c_{2i} هزینه‌ی تعویض یا جایگزینی قطعات و A هزینه‌ی ثابتی است که هر بار اتفاق می‌افتد جدا از این‌که قطعه‌یی تعمیر یا تعویض بشود یا خیر. N_T تعداد کل قطعات سامانه و N_1 تعداد قطعات نوع ۱ است که آزمون غیرمخرب می‌گیرند. روند محاسبات به این‌گونه است که ابتدا با فرض یک سطح قابلیت اطمینان مورد نظر $R(b) = q$ زمان تعویض بدون بازرسی دوره‌یی یافته می‌شود و این زمان b نامیده می‌شود. یعنی در ابتدا N برابر با صفر در نظر گرفته می‌شود. در واقع با این کار بیشینه‌ی فاصله‌ی بین دوره‌های بازرسی تعیین می‌شود؛ یعنی اگر تا زمان b بازرسی انجام نشود دیگر نیازی به بازرسی نیست و سامانه قابلیت اطمینان مورد نظر را ندارد و باید کامل تعویض شود. روند کاهش قابلیت اطمینان بدون بازرسی دوره‌یی و همراه با بازرسی دوره‌یی به ترتیب در شکل‌های ۴ و ۵ نشان داده شده است. همان‌طور که از مقایسه‌ی دو شکل ۴ و ۵ مشخص می‌شود با اجرای سیاست پایش وضعیت، بازرسی و تعمیر دوره‌یی قابلیت اطمینان سامانه برای مدت زمان بیشتری بالاتر از سطح قابل قبول q خواهد ماند.



شکل ۴. روند کاهش قابلیت اطمینان سامانه بدون بازرسی دوره‌ای.



شکل ۵. روند کاهش قابلیت اطمینان با بازرسی دوره‌ای.

اما اجرای این سیاست هزینه‌ی بالایی در بر دارد؛ از جمله هزینه‌ی آزمون قطعات، تعمیر و تعویض قطعاتی که خرابی و فرسودگی آن‌ها تشخیص داده می‌شود. پس این‌که چقدر هزینه باید کرد و در مقابلش چقدر طول عمر سامانه ارتقا خواهد یافت مسئله‌ی بهینه‌سازی مد نظر است T و N دو متغیر مورد نظر هستند. برای حل این مسئله‌ی بهینه‌سازی هم‌زمان می‌توان محاسبات را برای طول دوره‌های بازرسی T مختلف در دامنه‌ی صفر تا b زیاد نموده و برای هر T، تعداد دوره‌ی بازرسی یا N و متوسط هزینه‌ی $C(T)$ را محاسبه کرد.[۲۴] روشن است که اگر فاصله یا دوره‌ی بازرسی بزرگ‌تر از b باشد در این صورت بدون این که پایش، بازرسی و تعمیری لازم باشد باید سامانه را جایگزین کرد. انجام چنین محاسباتی با کدنویسی در نرم‌افزار MATLAB قابل انجام است.

۴. مدل‌سازی ترکیبی

یک سامانه دارای تعدادی قطعه‌ی سازنده است. فرض ما عدم وابستگی قطعات به یکدیگر است اما می‌دانیم که از ضرب قابلیت اطمینان تمام قطعات در هم با در نظر گرفتن سری و موازی بودن آنها قابلیت اطمینان کل سامانه به دست خواهد آمد. مثلاً فرض کنید در یک سامانه x تا از قطعات در بازرسی از بین می‌روند پس باید از آزمون مخرب برای آنها استفاده کرد و y تا از آنها می‌توانند بازرسی دوره‌یی بگیرند و با کمک آزمون‌های غیرمخرب قابلیت اطمینان آنها را به دست آورد. پس می‌توان از همان ابتدا قطعات سامانه را در دو دسته‌ی قطعات با آزمون مخرب و قطعات با آزمون غیرمخرب جای داد و قابلیت هر گروه را جداگانه محاسبه کرد و در نهایت قابلیت اطمینان کل سامانه از ضرب قابلیت اطمینان دو دسته به دست بیاید.

در اینجا از وابستگی و ارتباط مدل‌سازی‌ها در بخش ۲ (مدل‌سازی بر پایه‌ی آزمون‌های مخرب) و بخش ۳ (مدل‌سازی بر پایه‌ی آزمون‌های غیرمخرب) استفاده می‌شود و مدل‌سازی ترکیبی در این بخش ارائه شده است. یک سامانه‌ی تک‌کاره از مجموعه‌یی قطعات که به صورت سری یا موازی در کنار هم قرار دارند تشکیل شده است. این قطعات ممکن است تک‌کاره یا غیر تک‌کاره باشند. سامانه در لحظه‌ی $t = 0$ بالاترین سطح قابلیت اطمینان خود را دارد. برای مثال ممکن است $R_{sys}(0) = 1$ یا $R_{sys}(0) = 0{,}95$ پس از این زمان قابلیت اطمینان سامانه همان‌طور که در شکل ۴ نشان داده شد به مرور زمان کاهش پیدا می‌کند.

در اینجا لازم است توجه کنیم که زوال یا کاهش قابلیت اطمینان یک محصول با محصول دیگر متفاوت خواهد بود و اصلاً ممکن است کاهنده و یکنوا، آن طورکه در منحنی $R(t)$ مشاهده می‌شود، نباشد؛ اما وقتی یک محموله از محصولات مشابه در نظر گرفته می‌شود فرض اینکه روی هم رفته این محموله رفتار نرم و کاهنده‌یی از نظر قابلیت اطمینان نشان می‌دهد، فرض درستی است. چنین روند کاهنده‌یی برای قابلیت اطمینان برای تمام قطعات با توزیع طول عمرهای مختلف وجود دارد و فرقی نمی‌کند توزیع طول عمر قطعات نرمال است یا نمایی یا وایبل. در واقع، با گذشت زمان T از لحظه‌ی صفر خواهیم داشت:

$$R_{sys}(T) < R_{sys}(0) \tag{۳۰}$$

زمان T، زمان پایش، بازرسی و تعمیر قطعات نوع ۱ است. قبل از انجام آزمون طبق نظر کارشناس و متخصص تعیین می‌شود چه قطعاتی به آزمون مخرب و چه قطعاتی به آزمون غیرمخرب و پایش وضعیتی نیاز دارند. چه آزمون انجام شده مخرب باشد و چه به صورت پایش وضعیت، هزینه‌ی بازرسی و تعمیر/تعویض بر ما تحمیل

می‌شود. از این رو لازم است حداقل تعداد نمونه‌ی لازم برای آزمون مخرب و همچنین فاصله‌ی بهینه‌ی بین بازرسی‌ها تعیین شود تا با کمترین هزینه، بازرسی‌ها انجام شود و قابلیت اطمینان سامانه بهبود یابد.

قطعات سامانه دارای توزیع طول عمرهای مختلفی هستند. در این‌جا فرض بر این است که خرابی یا فرسودگی قطعات با توزیع طول عمر نرمال با آزمون پایش وضعیتی و غیرمخرب قابل تشخیص است و با تعمیر/تعویض به حالت خوب اولیه باز می‌گردد (AGAN [۲]). همچنین برای قطعات تک‌کاره با آزمون مخرب نیز پس از انجام آزمون قطعه‌ی سالم جایگزین می‌شود.[۲۵]

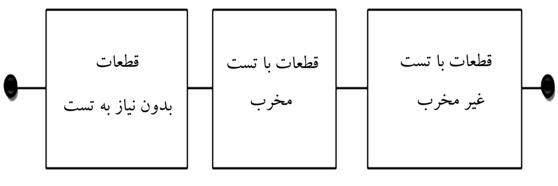
همان‌طور که در بخش قبل بیان شد توزیع نمایی توزیعی بی‌حافظه است و معمولاً برای شکست‌های تصادفی استفاده می‌شود. به همین علت فرض بر این است که قطعاتی که توزیع طول عمر آن‌ها نمایی است نه آزمون مخرب می‌گیرند و نه آزمون غیرمخرب و در کل قابلیت اطمینان سامانه کاهش پیدا می‌کند. بنابراین، برای ساخت مدل ترکیبی فرض می‌شود سامانه به سه بخش آزمون مخرب، آزمون غیرمخرب و قطعات بدون نیاز به آزمون تفکیک‌پذیر است. همان‌طور که در شکل ۶ نمایش داده شده است این قطعات به صورت سری در کنار هم قرار می‌گیرند و از ضرب قابلیت اطمینان آن‌ها در هم قابلیت اطمینان کل سامانه قابل محاسبه است.

$$R_{Total} = R_D \times R_N \times R_E \tag{۳۱}$$

در رابطه‌ی (۳۱) R_{Total} قابلیت اطمینان کل سامانه، R_D قابلیت اطمینان قطعات با آزمون مخرب است که در بخش اول روش محاسبه‌ی آن بیان شد. R_N قابلیت اطمینان قطعات با توزیع طول عمر نرمال است که آزمون غیرمخرب می‌گیرند و R_E قابلیت اطمینان قطعات با توزیع طول عمر نمایی است که بازرسی نمی‌شوند. $R_{NE} = R_N \times R_E$ قابلیت اطمینان قطعات با آزمون غیرمخرب و قطعات بدون آزمون است که روش محاسبه‌ی آن در بخش دوم ارائه شد. مانند بخش دوم سامانه‌ای را در نظر بگیرید که لازم است قابلیت اطمینان بالاتر از سطح $q(۱ \leq q > ۰)$ داشته باشد. برای این منظور سامانه آزموده می‌شود و تعمیرات در یک دوره‌ی زمانی $NT(N = ۱, ۲, \ldots)$ انجام می‌شود و اگر قابلیت اطمینان کمتر یا مساوی q شود جایگزینی صورت می‌گیرد. در ابتدا با توجه به بیشینه‌ی تعداد مجاز آزمون برای قطعات با آزمون مخرب بیشینه‌ی قابلیت اطمینان برای این قطعات ($R_{D.max}$) با کمک بخش اول محاسبه می‌شود. سپس با داشتن $R_{D.max}$ و کمینه‌ی سطح مورد نظر قابلیت اطمینان کل سامانه (q)، از رابطه‌ی (۳۲) کمینه‌ی سطح قابلیت اطمینان $R_{NE.min}$ به دست می‌آید:

$$R_{NE.min} = \frac{q}{R_{D.max}} \tag{۳۲}$$

با کمک $R_{NE.min}$ به دست آمده زمان جایگزینی سامانه بدون انجام بازرسی



شکل ۶. تقسیم‌بندی قطعات سامانه با توجه به نوع آزمون.

(b) به کمک مدل ارائه شده در بخش دوم تعیین می‌شود. حال با به دست آمدن b، باید فاصله‌ی بین دوره‌های بازرسی (T) را از صفر تا (b) زیاد کرد و برای هر T، تعداد دوره‌ی بازرسی و متوسط هزینه محاسبه شود. تفاوت محاسبات این بخش با بخش دوم در این است که باید در هر بار بازرسی با داشتن q و R_{NE} و با کمک رابطه‌ی $R_D = \frac{q}{R_{NE}}$ سطح قابلیت اطمینان مورد نظر آزمون‌های مخرب تعیین شود و سپس با کمک مدل توضیح داده شده در بخش اول و الگوریتم ژنتیک تعداد نمونه‌ی لازم برای قطعات مخرب مشخص شود.

در بازرسی‌های ابتدایی که R_{NE} بالاست، تأیید سطح پایین‌تری از قابلیت اطمینان قطعات مخرب نیاز است. از این‌رو تعداد آزمون‌های مخرب کم است. رفته‌رفته با کاهش R_{NE} سطح بالاتری از قابلیت اطمینان قطعات با آزمون مخرب نیاز است و در نتیجه تعداد آزمون‌های مخرب مورد نیاز افزایش و هزینه‌نیز افزایش خواهد یافت. تا زمانی که رابطه‌ی $R_{D.max} > q/Rne$ برقرار باشد، بازرسی‌ها ادامه خواهد یافت. هنگامی‌که این رابطه برقرار نباشد زمان تعویض کامل فرا رسیده است.

$$C(T) = \frac{NC_۱ + C_D + C_۲}{NT + t_۰} \tag{۳۳}$$

در رابطه‌ی (۳۳) $C(T)$ متوسط هزینه، $C_۱$ هزینه‌ی بازرسی و تعمیرات، C_D هزینه‌ی قطعاتی که در N دوره‌ی بازرسی آزمون مخرب بر روی آن‌ها انجام شده، $C_۲$ هزینه‌ی تعویض کامل، و $NT + t_۰$ زمان کل تا تعویض کامل است. مقدار هزینه‌ها به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$C_۱ = \sum_{i=۱}^{N_۱} c_{۱i} + A \tag{۳۴}$$

$$C_D = \sum_{i=۱}^{N} \sum_{j=۱}^{N_۲} n_{ij} c_{Dj} \tag{۳۵}$$

$$C_۲ = \sum_{i=۱}^{N_T} c_{۲i} \tag{۳۶}$$

در این روابط $c_{۱i}$ هزینه‌ی بازرسی قطعات، $c_{۲i}$ هزینه‌ی جایگزینی قطعات، و A هزینه‌ی ثابت هر نوبت پایش و بازرسی و تعمیر است. N_T تعداد کل قطعات سامانه، $N_۱$ تعداد قطعاتی که آزمون غیرمخرب می‌گیرند، $N_۲$ تعداد قطعاتی که آزمون مخرب می‌گیرند، و n_{ij} تعداد آزمون مخرب قطعه‌ی jـام در بازرسی iـام است. این محاسبات با کدنویسی در نرم‌افزار MATLAB قابل انجام است.

به این ترتیب اگر تمام قطعات تک‌کاره باشند از مدل اول استفاده می‌کنیم. اگر تمام قطعات قابل پایش وضعیت به صورت غیرمخرب باشند از مدل دوم استفاده می‌کنیم. اما در صورتی که قطعات سامانه ترکیبی از قطعات نیازمند به آزمون مخرب و غیرمخرب باشند مدل سوم را به کار می‌گیریم. مدل سوم از ترکیب مدل اول و دوم به دست می‌آید. به‌این ترتیب که در هر دوره‌ی بازرسی، با کمک مدل دوم قابلیت اطمینان قطعاتی که آزمون غیرمخرب می‌گیرند به دست می‌آید؛ سپس با داشتن این قابلیت اطمینان و سطح قابلیت اطمینان مورد نظر کل سامانه قابلیت اطمینان مورد نیاز برای قطعات تک‌کاره تعیین می‌شود و سپس با کمک مدل اول مشخص می‌شود که چه تعداد آزمون مخرب باید با موفقیت انجام شود که سطح قابلیت اطمینان تأیید شود.

۱.۴. سامانه‌ی جدایش کاوشگر

در این بخش برای اینکه کارکرد مدل قابلیت اطمینان ارائه شده را نشان دهیم سامانه‌ی

جدایش کاوشگر را که یک سامانه‌ی تک‌کاره است از مرجع [۲۶] بررسی می‌کنیم. چندین کاوشگر توسط پژوهشکده‌ی فضانوردی ـ پژوهشگاه فضایی ایران و توسط متخصصان ایرانی از سال ۸۱ تا امروز ساخته و آزمایش شده‌اند. در هر کاوشگر معمولاً قطعات زیر وجود دارد: مجموعه‌ی موتور، دماغه، کپسول زیستی، حامل سوخت، سیستم جدایش و ... وظیفه‌ی جدایش بی‌خطر کاوشگر از دماغه و حامل بر عهده‌ی سامانه‌ی جدایش است. جدایش ملایم با اعمال حداقل شتاب و شوک، برای حفظ سلامت موجود زنده و جلوگیری از صدمه دیدن تجهیزات الکترونیکی و مخابراتی کاوشگر از ویژگی‌های اصلی این سامانه است.

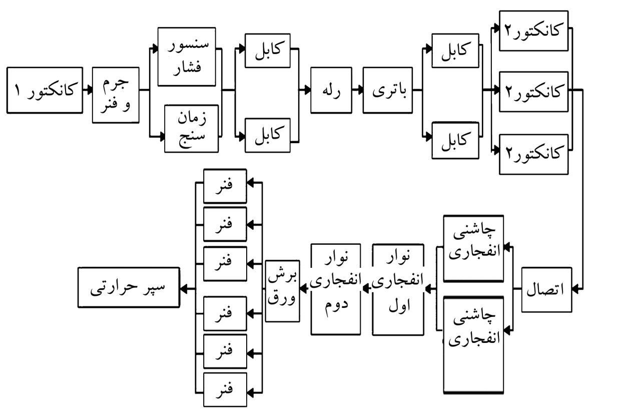
همان‌طورکه در شکل ۷ نشان داده شده سامانه‌ی جدایش از قطعاتی تشکیل شده است که به صورت سری یا موازی قرار دارند. برای قطعات تک‌کاره‌ی سامانه از جمله چاشنی انفجاری، نوار انفجاری اول و دوم و برش ورق لازم است از آزمون های مخرب برای تأیید قابلیت اطمینان آن‌ها استفاده شود. قابلیت اطمینان سامانه‌ی جدایش با کمک روابط (۱۳) و (۱۶) به صورت زیر محاسبه می‌شود[۲۵]:

$$R_{total} = R_{NE} \times R_{D.max}$$

$$\begin{aligned} R_{separation\,system} &= R_{connector1} \times R_{massspring} \\ &\times \left[1 - (1 - R_{pressresensor}) \times (1 - R_{timer})\right] \\ &\times \left[1 - (1 - R_{cable})^2\right] \times R_{relay} \times R_{battery} \\ &\times \left[1 - (1 - R_{cable})^2 \times \left[1 - (1 - R_{connector2})^3\right]\right. \\ &\times R_{brazing} \times \left[1 - (1 - R_{detonator})^2\right] \times \left[1 - (1 - R_{spring})^6\right] \\ &\times R_{heatingshieldmaintainability} \times R_{D.max} \end{aligned} \qquad (37)$$

برخی از این قطعات دارای توزیع طول عمر نمایی و برخی دیگر دارای توزیع طول عمر وایبل هستند. با توجه به مطالب ارائه شده و با توجه به این که شکست‌ها در قطعات با توزیع طول عمر نمایی به صورت تصادفی است و فقط در شرایط پرواز شدید بروز می‌کند و بازرسی آن‌ها کمکی به شناسایی خرابی‌های احتمالی آن‌ها نخواهد داشت، فرض بر این است که تنها قطعات با توزیع طول عمر وایبل مورد بازرسی قرار می‌گیرند.

برای بازرسی‌ها از آزمون‌های غیرمخربی مانند آلتراسونیک، آزمون جوش، رادیوگرافی و ... استفاده شده است. همان‌طورکه در رابطه‌ی ۳۱ و شکل ۶ نشان داده شده است قطعات سامانه را به سه دسته تقسیم کردیم که از ضرب قابلیت اطمینان این سه دسته در هم قابلیت اطمینان کل سامانه حاصل می‌شود. در هر بار محاسبه‌ی



شکل ۷. مدار اطمینان یا ساختار قطعات سامانه‌ی جدایش.

قابلیت اطمینان سامانه‌ی جدایش، قابلیت اطمینان تمام قطعات به جز قطعات تک‌کاره (برش ورق، نوار انفجاری اول و دوم و چاشنی انفجاری) همان‌طورکه در رابطه‌ی ۳۷ $Rseperation$ آورده شده محاسبه می‌شود. سپس مقدار $RDmax$ همان‌طورکه در مدل ترکیبی عنوان شد، به دست می‌آید که در واقع قابلیت اطمینانی است که باید قطعات تک‌کاره داشته باشند تا کمینه‌ی سطح اطمینان مورد نظر (q) سامانه برآورده شود سپس مطابق شکل ۸ و مدل‌سازی بخش ۲ محاسبات مربوط به قابلیت اطمینان قطعات تک‌کاره انجام می‌شود. هزینه‌ی پایش، بازرسی و تعمیر $(c1)$ و هزینه‌ی تعویض برای هر قطعه $(c2)$ در جدول ۵ آورده شده است.

پارامترهای توزیع وایبل هر قطعه نوع ۱ به صورت تصادفی با کمک توزیع یکنواخت در دامنه‌ی زیر در نظر گرفته شده است:

$$5 \times 10^3 \leq \alpha_i \leq 10^4, \qquad 3.2 \leq \beta_i \leq 4$$

و پارامتر توزیع نمایی برای قطعات نوع ۲ نیز به صورت تصادفی در دامنه‌ی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$10^{-5} \leq \lambda_i \leq 2 \times 10^{-5}$$

این مقادیر با نظر خبرگان پژوهشکده‌ی هوا و فضا به صورت تقریبی به این صورت در نظر گرفته شده است. با توجه به جدول ۱، C_1 برابر با مجموع هزینه‌ی بازرسی قطعات و هزینه‌ی تعمیرات برای قطعاتی است که خرابی آن‌ها با کمک آزمون‌های غیرمخرب شناسایی شده است. در این‌جا ۵ درصد هزینه‌ی تعویض کامل قطعاتی که توزیع طول عمر وایبل دارند و آزمون غیرمخرب می‌گیرند صرف هزینه‌ی تعمیرات در هر بازرسی شده است $(C_1 = 409)$. C_d مجموع هزینه‌ی آزمون‌های مخرب انجام شده در بازرسی‌هاست و C_2 برابر با مجموع هزینه‌ی جایگزینی تمام قطعات است $(C_2 = 9920)$.

$$C_1 = \sum_{i=1}^{N_1} c_{1i} + 0.05 c_{1i}\,,$$

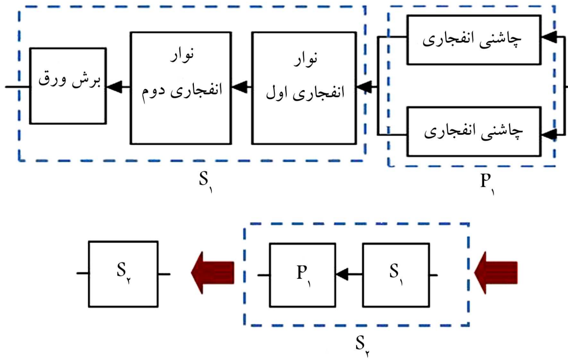
$$C_D = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N_2} n_{ij} c_{Dj}\,,$$

$$C_2 = \sum_{i=1}^{N_T} c_{2i}.$$

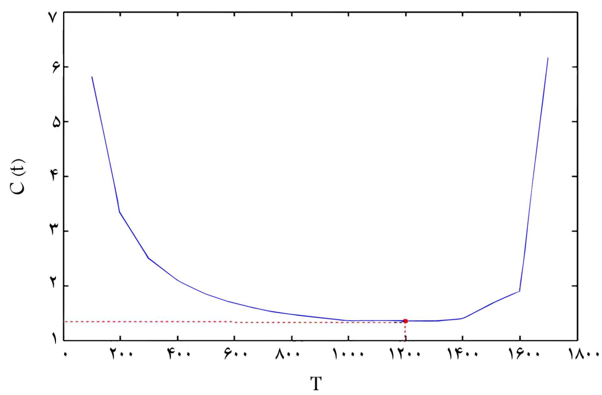
که در آن به ترتیب N_1 تعداد قطعات با آزمون غیرمخرب، N_2 تعداد قطعات با آزمون مخرب و N_T تعداد کل قطعات است. در این‌جا برای چهار قطعه‌ی تک‌کاره که احتیاج به آزمون مخرب دارند، باید در هر بازرسی با توجه به مدل ارائه شده در بخش اول با کمک روش انتشار پراش و روش بیزین با توزیع پیشین بتا قابلیت اطمینان محاسبه شود و برای رسیدن به سطح قابلیت اطمینان مورد نظر با کمک الگوریتم ژنتیک تعداد بهینه‌ی آزمون هر قطعه مشخص شود (شکل ۸). کمینه‌ی تعداد آزمون مجاز برای قطعات تک‌کاره ۱ و بیشینه‌ی آزمون مجاز برای آن‌ها ۳۰ در نظر گرفته شده است. در ابتدا با توجه به بیشینه‌ی تعداد مجاز آزمون برای قطعات با آزمون مخرب بیشینه‌ی قابلیت اطمینان برای این قطعات محاسبه می‌شود که عبارت است از $R_{D.max} = 0.9054$ سطح قابلیت اطمینان برای کل سامانه نیز ۰٫۸ در نظر گرفته می‌شود. با داشتن $R_{D.max}$ و سطح مورد نظر قابلیت اطمینان کل سامانه، کمینه‌ی قابلیت اطمینان قطعات با آزمون غیرمخرب و قطعات بدون آزمون (R_{NE}) محاسبه و سپس با کمک آن زمان جایگزینی سامانه بدون بازرسی (b)

جدول ۵. هزینه‌ی بازرسی و هزینه‌ی جایگزینی هر قطعه.

قطعه	هزینه بازرسی (دلار) (c_1)	هزینه جایگزینی هر قطعه (دلار) (c_2)	قطعه	هزینه بازرسی (دلار) (c_1)	هزینه جایگزینی هر قطعه (دلار) (c_2)
کانکتور نوع ۱	۵	۵۰۰۰	کانکتور نوع ۲	۱	۱۰۰
جرم وفنر	۵	۵۰۰	اتصال	۱۰	۲۰۰
سنسور فشار	-	۲۰۰۰	چاشنی انفجاری	-	۵۰
زمان‌سنج	-	۲۰۰	نوار انفجاری اول و دوم	-	۱۰۰
کابل	-	۱۰	برش ورق	-	۵۰
رله	۱	۱۰۰۰	فنر	۱	۱۰
باتری	۵	۵۰۰	سپر حرارتی	۱۵	۱۰۰



شکل ۸. فرایند کاهش سری ـ موازی قطعات تک‌کاره برای آزمون مخرب درسه مرحله.



شکل ۹. روند کاهش متوسط هزینه بر حسب تغییر دوره‌ی بازرسی.

تعیین می‌شود.

$$R_{NE.min} = \frac{q}{R_{D.max}} = ۰/۸۸۳۶$$

پس از انجام محاسبات مقدار b برابر با ۲۰۸۹ به دست می‌آید. یعنی بدون انجام بازرسی سامانه حدود ۶ سال با قابلیت اطمینان ۰٫۸ عمر می‌کند. حال فاصله‌ی بین دوره‌های بازرسی (T) را از صفر تا b زیاد می‌کنیم و برای هر T، تعداد دوره‌ی بازرسی، هزینه‌ی مورد انتظار و زمان جایگزینی محاسبه می‌شود. در هر دور بازرسی لازم است ابتدا قابلیت اطمینان R_{NE} محاسبه شود. سپس با داشتن q و R_{NE} و با کمک رابطه‌ی $R_D = \frac{q}{R_{NE}}$، سطح مورد نظر برای قابلیت اطمینان قطعات تک‌کاره با آزمون مخرب تعیین می‌شود. در هر بار بازرسی لازم است با کمک مدل توضیح داده شده در بخش اول و الگوریتم ژنتیک و با کمک نرم‌افزار MATLAB تعداد نمونه‌ی لازم برای قطعات مخرب مشخص شود. تا زمانی که $R_{D.max} > q/R_ne$، بازرسی‌ها ادامه خواهد یافت. هنگامی که این رابطه برقرار نباشد زمان جایگزینی فرا رسیده است. با انجام محاسبات، فاصله‌ی بهینه‌ی دوره‌های بازرسی ۱۹۰۰ روز، تعداد بازرسی بهینه ۳ بار و مقدار $t_۰$ برابر با ۱۸۶۱ به دست می‌آید. با توجه به این نتایج یعنی ۱۸۶۱ روز بعد از سومین بازرسی باید جایگزینی صورت پذیرد یعنی بعد از حدود ۲۱ سال سیستم جدایش کارایی خود را از دست می‌دهد و باید تعویض شود. نتایج محاسبات در جدول ۶ و خروجی اجرای برنامه در نرم‌افزار MATLAB در شکل ۹ نمایش داده شده است.

جدول ۶. مقادیر به دست آمده در حالت بهینه.

N^*	T^*	$N^*T^* + t_۰$	$C(T^*)$
۳	۱۹۰۰	۷۵۶۱	۴٫۴۴۹۹

جدول ۷. مقایسه‌ی نتایج وقتی نسبت هزینه‌ها تغییر می‌کند.

$C۲/CD$	N^*	T^*	$N^*T^* + t_۰$	$C(T^*)$
۰٫۱	۰	نداریم	b	C2/b
۱۰	۴	۱۹۰۰	۹۳۰۷	۰٫۲۹۲۳
۸۰	۸	۱۴۰۰	۱۲۴۱۷	۰٫۹۱۵۵

با توجه به جدول ۷ اگر میزان هزینه‌ی آزمون‌های مخرب نسبت به هزینه‌ی جایگزینی بیشتر باشد بازرسی انجام نخواهد شد. با توجه به دو ردیف پایین جدول ۷ اگر هزینه‌ی جایگزینی بیشتر از هزینه‌ی آزمون‌های مخرب باشد هر چه این نسبت بیشتر باشد تعداد دوره‌های بازرسی افزایش می‌یابد و در نتیجه‌ی آن میزان عمر مفید سامانه و متوسط هزینه نیز افزایش خواهد یافت.[۲۷-۲۹]

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله مدل جدیدی برای بهینه‌سازی نگهداری از قابلیت اطمینان محموله‌ای از سامانه‌های تک‌کاره، که در انبار نگهداری می‌شوند، ارائه شد. قابلیت اطمینان این سامانه‌ها در انبار، با اینکه از کار نیافتاده و در حالت آماده به‌کار باشند، با گذشت زمان و به علت فرایند تصادفی زوال کاهش می‌یابد. آزمایش درست کارکردن این

سامانه‌ها نیازمند تخریب کامل آنهاست و بنابراین لازم است به صورت دوره‌ای نمونه‌ی کوچکی از آن‌ها آزمایش شود. در این‌جا از روش بیزین استفاده شده است و قابلیت اطمینان محموله وقتی در آزمایش‌های مخرب هیچ شکستی رخ نمی‌دهد، یعنی همه با سلامت کار می‌کنند، به دست آمده است. سپس از مدل برای انجام پایش وضعیت و بازرسی‌های غیرمخرب استفاده شده و اندازه‌ی نمونه و دوره‌ی بازرسی بهینه تعیین شده است. نشان دادیم که مدل ترکیبی ارائه شده عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های موجود برای بهینه‌سازی قابلیت اطمینان سامانه‌های گران قیمت تک‌کاره دارد.

در ادامه‌ی کارهای انجام شده در این تحقیق، می‌توان روش‌های نگهداری و تعمیرات دیگری را به کار برد. در اینجا فاصله‌ی بین دوره‌های بازرسی یکسان در نظر گرفته شده است، می‌توان حالتی را در نظر گرفت که در ابتدای کار سامانه، فاصله‌ی بین بازرسی‌ها بیشتر باشد سپس با گذشت زمان و رو به زوال رفتن سامانه فاصله‌ی بین بازرسی‌ها کاهش یابد که این فاصله‌ی بهینه و هزینه‌ی بهینه‌ی بازرسی‌ها باید محاسبه شوند.

همچنین می‌توان حالت‌هایی غیر از حالت بازگشت مجموعه به حالت کاملاً سالم مثل تعمیر ناقص و کمینه‌ی تعمیر را پیشنهاد کرد. همچنین می‌توان محاسبه‌ی نمونه‌های لازم برای آزمایش‌ها را به فاز طراحی سامانه و نه فقط محدود به فاز بهره‌برداری گسترش داد تا به این ترتیب، بهینه‌سازی ساختار سامانه همراه با آزمایش‌های قابلیت اطمینان در طول عمر آن یک‌جا بررسی شود.

پانوشت‌ها

1. pyrotechnic charging
2. as good as new

منابع (References)

1. Huang M.-Y., McBeth D.and Vardeman S. B. "Development test programs for 1-shot systems: 2-state reliability and binary development-test results", *Reliability, IEEE Transactions on*, **45** (3), pp. 379-385, (1996).
2. Nakagawa T., *Maintenance theory of reliability*: Springer Science & Business Media, (2006).
3. Menke J.T, "Deterioration of electronics in storage", *Proceedings of National SAMPE Symposium*, pp. 966-97 (1983).
4. Pham H., Recent advances in reliability and quality engineering: World Scientific, (2001).
5. Fan T.-H., Balakrishnan N.and Chang C.-C., "The Bayesian approach for highly reliable electro-explosive devices using one-shot device testing", *Journal of Statistical Computation and Simulation*, **79** (9), pp. 1143-1154, (2009).
6. Dunson D. B. and Dinse G. E. "Bayesian models for multivariate current status data with informative censoring", *Biometrics*, **58** (1), pp. 79-88, (2002).
7. Yates S. W. and Mosleh A. "A Bayesian approach to reliability demonstration for aerospace systems Reliability and Maintainability Symposium", pp.611-617 (2006).
8. Guo H., Honecker S., Mettas A. and Ogden D. "Reliability estimation for one-shot systems with zero component test failures", pp. 1-7, (2010).
9. Vintr Z. and Valis D., "Reliability Modelling of Automatic Gun with Pyrotechnic Charging." *Advances in Military Technology*, **3** (1), september (2008).
10. Kouck M. and Vališ D. "Reliability of sequential system with restricted number of renewals," *Risk, Reliability and Social Safety ESREL*, London (2007).
11. Newby M. "Monitoring and maintenance of spares and one shot devices", *Reliability Engineering & System Safety*, **93** (4), pp. 588-594, (2008).
12. Martinez EC. "Storage reliability with periodic test', *Proceedings of Annual Reliability and Maintainability Symposium*, pp.181-185, (1984).
13. Wang L., Chu J. and Wu J. "Selection of optimum maintenance strategies based on a fuzzy analytic hierarchy process", *International Journal of Production Economics*, **107** (1), pp. 151-163, (2007).
14. Guo H., Jin T. and Mettas A. "Designing reliability demonstration tests for one-shot systems under zero component failures", *Reliability, IEEE Transactions on*, **60** (1), pp. 286-294, (2011).
15. Martz H. and Wailer R. "Bayesian reliability analysis of complex series/parallel systems of binomial subsystems and components", *Technometrics*, **32** (4), pp. 407-416, (1990).
16. Kececioglu D., *Reliability & Life Testing Handbook, vol. II, PTR Prentice-Hall*, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey, (1994).
17. Gelman A., Carlin J. B., Stern H. S. and Rubin D. B., *Bayesian Data Analysis: Taylor & Francis*, (2014).
18. Martz H., Wailer R. and Fickas E. "Bayesian reliability analysis of series systems of binomial subsystems and components", *Technometrics*, **30** (2), pp. 143-154, (1988).
19. Thompson W. E. and Haynes R. D., "On the reliability, availability and bayes confidence intervals for multicomponent systems", *Naval Research Logistics Quarterly*, **27** (3), pp. 345-358, (1980).
20. Goldberg D. E., *Genetic Algorithms in Search Optimization and Machine Learning*: Addison-wesley Reading Menlo Park, (1989).
21. Park S., *Robust Design and Analysis for Quality Engineering*: Boom Koninklijke Uitgevers, (1996).
22. Nakagawa T., *Stochastic Processes*: With applications to reliability theory: Springer Science & Business Media, (2011).

23. Billinton R. and Allan R. N., *Reliability Evaluation of Engineering Systems*: Springer, (1992).

24. Ben-Daya M., *Handbook of Maintenance Management and Engineering*, pp. 75-90: Springer, (2009).

25. Shafiee M., Finkelstein M. and Berenguer C. "An opportunistic condition-based maintenance policy for offshore wind turbine blades subjected to degradation and environmental shocks", *Reliability Engineering & System Safety*, **142**, pp. 463-471, (2015).

26. Gorgin R. and Farsi M. A. Kalantari-nejad R. and Ebrahimi M. "Reliability determination of a sounding rocket separation system using ts Reliability Block Diagram and FMEA" *JSST*, **7**(1), pp.25-31 (2014).

27. Mehrvarz A., Saniee Monfared M. A. and Farsi M. A., "Optimization of component sample size for one-shot system reliability", *11th International Industrial Engineering Conference*, January(2015).

28. Mehrvarz A., Saniee Monfared M. A. and Farsi M. A. "Optimize the inspection period cost and condition monitoring of probe separation system", *Proceedings of Ninth Specialized Conference of Machinery Condition Monitoring and Troubleshooting*, march (2015).

29. Mehrvarz A., Saniee Monfared M. A. and Farsi M. A. "Reliability analysis of one-shot systems," master thesis, faculty of industrial engineering Alzahra university, murch (2015).